

Inhoudsopgave

Artikelen

- Een schip op het strand is een baken in zee 3
Over de criminogene rol van bedrijven en overheden bij *shipbreaking*
Jasmien Claeys & Lieselot Bisschop
- De daling in jeugddelinquentie: minder risico, meer bescherming? 35
André van der Laan, Josja Rokven, Gijs Weijters & Marinus Beerthuizen
- Dochters van de jihad 59
Hoe familieleden betekenis geven aan het vertrek van Belgische en
Nederlandse vrouwen die zich aansloten bij IS
Marion Van San
- De impact van criminaliteit op de lokale belastingontvangsten 76
Toepassing van de Tiebout-hypothese in Vlaamse gemeenten
Nik Smits & Stijn Goeminne

Kroniek

- Economische theorievorming over misdaad en straf, vijftig jaar na Becker 97
Ben van Velthoven

Boekbesprekingen

- De strafrechtelijke aanpak van organisatiecriminaliteit 111
Ideaal of werkelijkheid?
Arn Mein
- Targeting recidivism, an evaluation study into the functioning and
effectiveness of a prison-based treatment program 116
Tamar Fischer
- Reactie en naschrift 120
Annemarie ten Boom & Jan van Dijk
- Online boekbesprekingen 122

Call for papers

- Themanummer over 'Intergenerationele overdracht en criminele families' 123

Summaries	125
Auteursgegevens	127

De impact van criminaliteit op de lokale belastingontvangsten

Toepassing van de Tiebout-hypothese in Vlaamse gemeenten

Nik Smits & Stijn Goeminne

Dit artikel onderzoekt empirisch of de belastingontvangsten van 306 Vlaamse gemeenten in de periode 2000-2014 gevoelig zijn voor wijzigingen in de geregistreeerde criminaliteit op hun grondgebied. De onderliggende assumpties zijn tweevoudig. Vooreerst veronderstellen we dat in een Tiebout-wereld rationele kiezers hun lokale overheid verantwoordelijk houden voor hun veiligheid. Indien het veiligheidsniveau te veel afwijkt van hun wensen kunnen inwoners verkiezen te migreren (assumptie 1). Als verhuismobiliteit te wijten is aan een stijging van de onveiligheid, wordt verwacht dat de rijkere burgers als eersten zullen vertrekken. Bijgevolg zal het gemiddelde inkomen per inwoner en dus de inkomensverdeling binnen de gemeente worden aangetast, wat op zijn beurt de lokale belastingbasis zal beïnvloeden (assumptie 2). De empirische resultaten bevestigen beide assumpties en tonen aan dat er een verklarend verband is tussen veranderingen in typespecifieke criminaliteitscijfers en de belastingbasis in Vlaamse gemeenten, en dat deze relatie verloopt via huishoudelijke mobiliteit.

Inleiding

Lokale besturen zijn in het herstel van de economische en financiële crisis vaak op zoek naar rationalisaties. Alle uitgaven worden tegen het licht gehouden en/of nieuwe inkomsten worden gezocht. Ook uitgaven voor veiligheid ontsnappen niet aan die aandacht. Lokale besturen zouden in de huidige context van terreur de lokale inzet tegen criminaliteit – en bijhorende factuur – wel eens kunnen afschuiven naar een hoger overheidsniveau. Niettemin werpt een goed lokaal veiligheidsbeleid zijn vruchten af. Naast het maatschappelijke effect van een dalende criminaliteit zou er ook een – misschien wel onverwacht – positief financieel effect verbonden kunnen zijn aan dalende criminaliteit. Wanneer inwoners het lokaal veiligheidsbeleid appreciëren, kan dit inwoners verhinderen om te 'kiezen met de voeten' of dus te verhuizen. Sterker nog, het kan gegoede inwoners uit andere gemeenten aantrekken. Beide elementen hebben mogelijk positieve indirecte financiële consequenties. Het verhindert namelijk het verlies aan fiscale grondslag of laat de grondslag zelfs stijgen. Zo worden de mogelijkheden voor lokale besturen om via de inkomstenbelasting inkomsten te genereren bestendig of zelfs vergroot. Een deel van de kosten van het veiligheidsbeleid kan dus worden teruggewonnen door een toename van de lokale inkomstenbelastingbasis ingeval de criminaliteit effectief daalt.

Deze studie gaat dan ook na of een wijziging van de criminaliteitsstatistieken een invloed heeft op de belastingbasis (of fiscale grondslag) van Vlaamse lokale bestu-

ren. In veel landen zijn belastingen een belangrijke bron van inkomsten voor lokale overheden, naast subsidies van hogere overheden (Brueckner, 2004). Dat is ook zo voor Vlaamse lokale besturen, die een belangrijk deel van de fiscale ontvangsten ophalen via een lokale inkomstenbelasting. In tegenstelling tot Nederlandse gemeenten belasten de Vlaamse lokale besturen – net als bijv. Italiaanse, Spaanse of Franse lokale besturen – hun inwoners ook op hun inkomen. Daarnaast is er ook een lokale belasting op onroerende goederen. In deze analyse staat de lokale inkomstenbelasting centraal. De ontvangsten voor Vlaamse gemeenten uit deze belasting zijn afhankelijk van enerzijds het tarief dat de gemeente heft en anderzijds de grondslag. Het lokale belastingtarief bepaalt het lokaal bestuur autonoom en is het resultaat van een politieke beslissing. De grondslag wordt bepaald door de hoogte van het inkomen van de bevolking, wat gevoelig kan zijn voor de huishoudelijke mobiliteit. Wanneer bewoners namelijk beslissen om te verhuizen, is hun inkomen niet langer belastbaar voor de gemeente die ze verlaten, maar vormt het fiscale grondslag in hun nieuwe thuisgemeente.

Dat inwoners bij de keuze van de woonplaats de kosten en baten van het lokaal beleid evalueren, is een basisgegeven binnen de politieke economie. Tiebout formuleerde midden jaren vijftig de alom getoetste ‘Tiebout-hypothese’ (Tiebout, 1956).¹ Volgens deze hypothese bepalen burgers hun woonplaats op basis van hun voorkeuren en het gevoerde lokale beleid. Kiezers besluiten namelijk in die gemeente te gaan wonen waar de publieke diensten (en het bijhorende fiscaal beleid) het meest aansluiten bij hun persoonlijke voorkeuren. De woonplaatskeuze wordt dus gezien als een weergave van hun voorkeuren. Zijn inwoners niet tevreden over de dienstverlening, dan kunnen ze tegen het zetelend bestuur stemmen bij de eerstkomende verkiezing, maar bovendien kunnen ze ‘stemmen met de voeten’ (Heyndels & Vuchelen, 1996). De Tiebout-hypothese stelt dus dat ontevredenheid over de lokale dienstverlening kan leiden tot de beslissing om te verhuizen. Passen we de Tiebout-hypothese toe op criminaliteit, dan kunnen we verwachten dat wanneer een lokaal bestuur er niet in slaagt om de criminaliteit op een acceptabel niveau te houden, dit zal leiden tot een stijging van de verhuismobiliteit (Xie & McDowall, 2008; Foote, 2015).

Wanneer deze verhuismobiliteit binnen een gemeente bovendien selectief verloopt, doelend op het inkomen van haar inwoners, dan zal dit het inkomen van de mediaankiezer beïnvloeden (Frey, 1979). Dit kan voor Vlaamse gemeenten een bijzondere financiële impact hebben, gezien de inkomsten van Vlaamse gemeenten sterk afhankelijk zijn van de lokale inkomstenbelasting. Verhuismobiliteit kan dus leiden tot financiële instabiliteit voor de lokale overheid. Volgens Grubb (1982) zullen gemeenten die te maken krijgen met een stijging van de criminaliteit geconfronteerd worden met de uitstroom van rijkere burgers, terwijl een groot deel van de financieel minder welstellende burgers naar verwachting niet zal verhuizen, aangezien zij vaak niet beschikken over de middelen om dit te verwezenlijken. Naast de verhoging van de criminaliteit kan de daling van de lokale belastinginkomsten *ceteris paribus* dus rampzalige gevolgen hebben voor de

1 Eind 2017 vermeldde Scholar Google meer dan 17.000 academische bijdragen die naar deze stelling verwijzen, waaronder 4.371 Web of Science-artikelen.

gemeente. Slaagt ze er niet in om het aantal criminele feiten terug te dringen, dan kan dit leiden tot een cumulatief proces van stedelijk verval. Bovendien kan de verminderde fiscale capaciteit leiden tot nog meer structurele wijzigingen, die op hun beurt de exodus van welgestelde gezinnen verder kunnen stimuleren (Wilson, 1990; Hipp, 2010).

Het doel van dit onderzoek is na te gaan of bovenstaande redenering van toepassing is voor Vlaamse lokale besturen. We voeren dit uit in twee stappen. Eerst moet nagegaan worden of de Tiebout-hypothese geldt voor Vlaamse gemeenten. Vervolgens wordt getoetst of dit een impact heeft op de fiscale grondslag van Vlaamse lokale besturen.

De wetenschappelijke bijdrage van dit onderzoek is meervoudig. Ondanks de algemene interesse in lokale overheden die geconfronteerd worden met structurele hoge criminaliteit, hebben we geen studies gevonden die empirisch onderzoek voeren naar de directe relatie tussen lokale belastingontvangsten en criminaliteit. We breiden met dit onderzoek de kennis rondom criminaliteit, huishoudelijke mobiliteit en de lokale belastingbasis uit. Ten tweede wordt de kettingreactie, die geacht wordt verantwoordelijk te zijn voor de relatie tussen criminaliteit en lokale inkomstenbelastingbasis, nader bestudeerd. Ten derde onderzoeken we oversijpelelingseffecten met betrekking tot criminaliteitscijfers in naburige gemeenten, zoals gedefinieerd in de literatuur van de maatstafconcurrentie ('yardstick competition'). Ten slotte levert deze studie empirische resultaten voor Vlaamse lokale overheden, in tegenstelling tot de overwegend Noord-Amerikaanse literatuur (bijv. Dugan, 1999; Frey, 1979; 1980; Schuerman & Kobrin, 1986; Xie & McDowall, 2008).

Literatuur en assumpties

Deze studie brengt literatuur samen uit twee disciplines. Vooreerst bouwen we op de literatuur van lokale publieke economie, in het bijzonder omtrent verhuismobiliteit, inkomensverdeling en het Tiebout-mechanisme. Ten tweede helpen criminologische studies ons om de specifieke aard van de misdaad te begrijpen. Bij het koppelen van beide disciplines kunnen we twee assumpties formuleren.

Tiebout (1956) ontwikkelde het concept dat inwoners hun voorkeuren over de lokale toewijzing en de hoeveelheid van openbare goederen onthullen door de keuze van hun woonplaats. Burgers kunnen voor het gebruik van publieke voorzieningen kiezen tussen verschillende competitieve aanbieders, zijnde de verschillende lokale besturen die publieke voorzieningen aanbieden. Gegeven de prijs – onder de vorm van lokale belastingen – die de inwoners voor de dienstverlening betalen, kan er een vorm van concurrentie ontstaan (Allers, 2004). Volgens Tiebout (1956) besluiten kiezers in die gemeente te gaan wonen waar de publieke diensten en het bijhorende fiscaal beleid het meest aansluiten bij hun persoonlijke voorkeuren. In deze redenering kan de keuze van de woonplaats gezien worden als het onthullen van hun voorkeuren. Naast openbare diensten zoals gezondheidszorg, onderwijs, openbare infrastructuur enz. kunnen deze voorkeu-

ren ook betrekking hebben op veiligheid en criminaliteit (o.a. Ellickson, 1971; Gebremariam e.a., 2011). Wanneer de Tiebout-hypothese specifiek toegepast wordt op criminaliteit kan dus verwacht worden dat kiezers de lokale overheid verantwoordelijk zullen houden voor het behoud van de criminaliteit op een acceptabel niveau (Cullen & Levitt, 1999; Dugan, 1999). Burgers die ontevreden zijn met de inspanningen die de lokale overheid levert om een veilige omgeving te creëren, zullen verhuizen naar een andere gemeente (Xie & McDowall, 2008). In de literatuur wordt deze stelling aangeduid met het begrip 'stemmen met de voeten' ('voting with the feet') (Heyndels & Vuchelen, 1996). Voor deze analyse *veronderstellen we dan ook als eerste assumptie dat rationele kiezers hun lokale overheid verantwoordelijk houden voor hun veiligheid en dat ze zullen verhuizen indien het niveau van veiligheid te veel afwijkt van hun persoonlijke voorkeur*. Kortweg is de verwachting dus dat criminaliteit verhuismobiliteit veroorzaakt.

We gebruiken in deze analyse criminaliteitscijfers als proxy voor veiligheid en criminaliteit. Echter, binnen de literatuur is de relatie tussen criminaliteit en verhuismobiliteit, die we op basis van de Tiebout-hypothese positioneren als een mogelijke causale relatie, verre van eenduidig. Of die relatie er is en of die positief dan wel negatief is, is onduidelijk. South & Messner (2000) bevestigen dat criminaliteit een significant effect heeft op verhuismobiliteit. Dugan (1999) en Frey (1979) vinden slechts een gematigde impact van criminaliteit op verhuismobiliteit, terwijl onder andere Marshall & O'Flaherty (1987) en South & Deane (1993) vinden dat demografische factoren – zoals de locatie van werkgelegenheid, de fase in de levenscyclus, ras en inkomen – de impact van criminaliteit op verhuismobiliteit overtreffen. Het (deels) afwezig zijn van criminaliteit als verklaring voor een verhoogde uitstroom van burgers kan vooreerst verklaard worden door de mogelijk beperkte mobiliteit van gezinnen. Fischer (1977) verwijst hiervoor naar het gebrek aan financiële middelen om de verhuismobiliteit te financieren. Ten tweede is het volgens Taylor & Shumaker (1990) mogelijk dat burgers die leven in een buurt met hoge criminaliteit hieraan gewend geraken. St. John (1987) acht het mogelijk dat ze zich hebben aangepast aan een leven in een omgeving met hoge criminaliteit. Ten derde wijst Taylor (1995) erop dat veranderingen in het misdaadniveau vaak belangrijker zijn dan het eigenlijke niveau om mobiliteit te verklaren.² Het ontbreken van een algemene consensus binnen de literatuur dat een stijging van de criminaliteit inderdaad de verhuismobiliteit verhoogt, maakt dat we de Tiebout-hypothese in dezen niet voor waar kunnen aannemen. We positioneren deze stelling dan ook niet als een gegeven, maar als onze eerste assumptie, die door onze eigen data al dan niet bevestigd moet worden vooraleer verder te gaan in de redenering.

Alsook betekent het beperkte bewijs voor een toenemende uitstroom van burgers geïnduceerd door criminaliteit niet dat veranderingen in criminaliteit niet verantwoordelijk zijn voor mogelijke fluctuaties in het gemiddelde inkomen en bijgevolg de fiscale grondslag van een gemeente. Zo vindt Frey (1979) dat een verhoging

2 Om deze redenen wordt in het empirische gedeelte van dit onderzoek dan ook geen gebruik gemaakt van criminaliteitsniveaus, maar van veranderingen in de criminaliteit.

van de criminaliteit de lokale inkomensverdeling kan beïnvloeden niet alleen door een stijging van de uitstroom van meer welgestelde burgers, maar ook door het feit dat welgestelde burgers uit andere gemeenten deze gemeente niet selecteren als een mogelijke verhuisbestemming. Buiten de selectieve uitstroom van burgers kan dus ook een selectieve instroom gevolgen hebben voor de fiscale grondslag van een gemeente. Katzman (1980) verwijst naar het bestaan van selectieve verhuismobiliteit, in het bijzonder voor rijke gezinnen met kinderen. Zoals Ellickson (1971) gaan we ervan uit dat ‘stemmen met de voeten’, als gevolg van wijzigingen in de criminaliteit, kan leiden tot een verschuiving van fiscale grondslag. Voorwaarde is wel dat er verschil is in mobiliteit tussen gezinnen met hoge inkomens en gezinnen met lage inkomens. Dit zorgt voor een wijziging in het gemiddelde inkomen, wat zijn effect heeft op de fiscale grondslag van lokale besturen.

Verschillende auteurs (bijv. Frey, 1979; Grubb, 1982) tonen aan dat er verschillen bestaan in gevoeligheid voor veranderingen in criminaliteit. Traditioneel werden deze effecten bestudeerd aan de hand van geaggregeerde data, maar relatief recenter duiken er meer en meer microstudies op (South & Messner, 2000). Uit deze studies bleek het belang van het gebruik van meer typespecifieke misdaadstatistieken. Naast de globale criminaliteit kunnen ook specifieke deelcijfers gebruikt worden voor verschillende vormen van criminaliteit. Taylor (1995) vermeldt expliciet dat ook typespecifieke misdrijven een effect kunnen hebben op de uitstroom van burgers, wat mogelijk verloren kan gaan als effect bij het gebruik van globale criminaliteitsstatistieken. Onder andere Fougère e.a. (2005) en Xie & McDowall (2008) stelden verschillen vast tussen gewelddadige en eigendomscriminaliteit wat betreft hun impact op verhuismobiliteit.

Wanneer (een wijziging in) de criminaliteit zorgt voor verhuismobiliteit, in het bijzonder van de gezinnen met de hogere inkomens, kan dit de lokale fiscale grondslag stevig beïnvloeden, wat op zijn beurt kan leiden tot een vicieuze cirkel van budgettair verval. Doordat inwoners met hogere inkomens vertrekken, zorgt dit voor Vlaamse lokale besturen voor een verlies aan fiscale grondslag. In dit onderzoek gaan we na of een wijziging in criminaliteit de lokale inkomstenbelastingbasis effectief beïnvloedt door het induceren van selectieve verhuismobiliteit. Volgens de sociale-desorganisatietheorie zijn er verschillende structuren binnen de populatie die kunnen leiden tot een wijziging van de criminaliteit (bijv. populatiegroei of etnische heterogeniteit). Dit als gevolg van een daling van de lokale capaciteit om sociale controle uit te oefenen (South & Messner, 2000). Voor deze analyse is het niet van belang welke populatiestructuur juist leidt tot een wijziging in criminaliteit, maar wel dat er een wijziging plaatsvindt. Zo kunnen we onderzoeken of deze al dan niet een effect heeft op de verhuismobiliteit en als gevolg dus ook op de lokale inkomstenbelastingbasis, ongeacht wat nu de oorzaak van deze wijziging is. Toch moeten we aandacht hebben voor de inzichten uit de sociale-desorganisatietheorie, omdat die mogelijk wel een invloed kunnen hebben op onze schattingsresultaten. Indien verhuismobiliteit een van de populatiestructuren is die een invloed heeft op criminaliteit, dan ontstaat er mogelijk een endogene relatie tussen criminaliteit en verhuismobiliteit (een zogenaamd ‘feedback-effect’). Dit zou kunnen leiden tot een vertekening van de schattingsresultaten.

Zo zal een stijging van de criminaliteit niet enkel via de inkomstenbelastingen (als gevolg van een wijziging in de verhuismobiliteit) de verdere criminaliteit beïnvloeden, maar zal de verhuismobiliteit op zichzelf ook al een effect hebben op de verdere criminaliteit. Verhuismobiliteit kan dus als het ware gezien worden als een multiplicator voor criminaliteit. Zij beïnvloedt zowel rechtstreeks als onrechtstreeks het verdere verloop van de criminaliteit. In dit kader toonden Schuerman en Kobrin (1986) aan dat een significante stijging van de mobiliteit in Los Angeles een van de elementen was die een nog grotere stijging van de criminaliteit aankondigde. Als criminaliteit eenmaal alom aanwezig was, werd het de belangrijkste drijfveer voor verder stedelijk verval. Terwijl ook Deutsch e.a. (1984; 1987) concluderen dat regio's met veel criminaliteit criminelen aantrekken en zo de negatieve economische gevolgen verder zien toenemen, vindt Hipp (2010) dan weer dat residentiële instabiliteit geen voorloper is, maar een gevolg van criminaliteit, wat dan weer in tegenstelling is met de sociale-desorganisatietheorie.

Ook Wilson (1990) heeft het over 'the vicious circle of metropolitan change and relocation', verwijzend naar het proces van stedelijk verval, waarbij de industrie gestimuleerd wordt om zich te verplaatsen, de beschikbare banen dalen en zo de actieve personen worden buitengedreven. Gebremariam e.a. (2011) bevestigen dan weer het feedbackeffect tussen verhuismobiliteit en overheidsuitgaven. Dit resulteert in een vicieuze cirkel van achteruitgang als belastingen worden verhoogd om de stijgende uitgaven te dekken. Op basis van het voorgaande positioneren we een tweede assumptie, namelijk *dat inkomensverschuivingen binnen een gemeente die het gevolg zijn van door criminaliteit gedreven selectieve verhuismobiliteit de fiscale grondslag van gemeenten zullen beperken*. Aangezien de inkomstenbelasting voor lokale besturen een belangrijk financieringskanaal is in Vlaanderen, kan dit significante gevolgen hebben voor hun uitgavenmogelijkheden. In dat geval leidt de selectieve verhuismobiliteit tot ernstige budgettaire problemen, wat mogelijk resulteert in een verlaging van de veiligheidsuitgaven, die de vicieuze cirkel kan verdiepen.

Vlaamse lokale besturen

Vooraleer het model en de empirische analyse voor te stellen wordt een toelichting gegeven bij enkele belangrijke financiële en institutionele karakteristieken van Vlaamse gemeenten.

België telt 589 gemeenten, waarvan er 308 gelegen zijn binnen het Vlaamse Gewest. Vlaamse lokale besturen hebben een ruime keuze in de dienstverlening die ze aanbieden en hebben uitgebreide fiscale bevoegdheden om die te financieren. Vlaamse lokale besturen kunnen dus differentiëren in het aanbod van publieke voorzieningen – hier veiligheid via de inzet van politie – en op het vlak van fiscaliteit, waardoor ze met elkaar in concurrentie kunnen gaan om inwoners aan te trekken. Dit maakt het mogelijk voor de inwoners om te 'stemmen met de voeten', zoals reeds aangetoond voor Vlaamse lokale besturen door Heyndels & Vuchelen (1996).

De openbare orde en veiligheid in een gemeente worden gehandhaafd door de lokale politie. Aan het hoofd van de politie staat de burgemeester. De gemeente bepaalt zelf hoeveel middelen ze aanwendt voor lokale politie bovenop een bijdrage die federaal wordt voorzien als basisfinanciering. Kleinere gemeenten bundelen vaak de krachten en organiseren de politietaken dikwijls via een politiezone waarin meerdere gemeenten zijn vertegenwoordigd. Daar staat een college van burgemeesters aan het hoofd en worden de bijkomende middelen verschaft door de deelnemende gemeenten, waarvan omvang en verdeling worden bepaald volgens een overeenkomst tussen de deelnemende gemeenten.

Ook betreffende de financiën beschikken lokale besturen over een ruime budgettaire autonomie (Goeminne, 2009). De inkomsten van de lokale besturen bestaan voornamelijk uit lokale belastingen. De fiscale ontvangsten genereren ongeveer een derde van de totale ontvangsten naast (voornamelijk onvoorwaardelijke) dotaties van hogere overheden en andere inkomsten, zoals dividenden uit gemeentelijke verenigingen en retributies (Belfius, 2016). De belangrijkste fiscale ontvangsten komen voort uit de inkomstenbelasting ('aanvullende personenbelasting') en de onroerendgoedbelasting ('opcentiemen op onroerende voorheffing'). Gecombineerd representeren ze ongeveer vier vijfde van de totale lokale fiscale ontvangsten. Beide belastingen zijn aanvullende belastingen ('surcharge taxes'), waarvoor de lokale besturen autonoom het tarief bepalen. De belastinggrondslag betreft telkens een belasting van een hogere overheid. Vlaamse lokale besturen genereren dus ook ontvangsten op basis van het persoonlijk inkomen van hun inwoners. Op federaal (of nationaal) niveau wordt het inkomen progressief belast met belastingschalen die variëren van 25 tot 50 procent, afhankelijk van de hoogte van het inkomen. Op het (aan de federale overheid) te betalen belastingbedrag kunnen de lokale besturen bijkomend nog een aanvullende belasting heffen, die in de bestudeerde periode varieerde tussen 0 en 9,5 procent van het federale belastingbedrag. Dit tarief is jaarlijks vrij door de lokale besturen te bepalen en varieert volgens de noden en behoeften van de gemeente, de politieke kenmerken van het lokaal bestuur en in functie van de electorale cyclus (Goeminne & Smolders, 2015). In 2014, het laatste jaar van de analyse, bedroeg het tarief gemiddeld 7,27 procent. Bemerkt dat de lokale belasting een aanvullende belasting betreft, waardoor ook zij progressief is. Doordat het federale inkomstenbelastingenbedrag de basis is en progressief wordt bepaald, worden de rijken ook lokaal proportioneel zwaarder belast dan de armen. Praktisch ontvangen inwoners slechts één aanslag, waarop zowel de federale als de lokale belasting is vermeld. Beide belastingen worden ook samen geïnd door de federale belastingdienst, die het lokaal deel doorstort naar de lokale besturen.³ Naast de lokale inkomstenbelasting is er ook de lokale onroerendgoedbelasting (vergelijkbaar met

3 Veronderstel dat een inwoner een inkomen heeft van 100 euro dat federaal belastbaar is. Toepassing van het progressief federaal belastingstelsel leidt bijv. tot een federaal belastingbedrag van 40 euro. Wanneer de gemeente dan een aanvullende personenbelasting heft van bijv. 8 procent, dan wordt dit federale belastingbedrag verhoogd met een lokale component van (8 procent van 40 euro) 3,20 euro. Het lokale belastingbedrag is dus een fractie van de federale belasting, dat boven op het federale belastingbedrag wordt geïnd. Van de 43,20 euro die federaal wordt geïnd, wordt 3,20 euro doorgestort naar de lokale besturen.

de ozb in Nederland). Ook het tarief van deze belasting bepaalt het lokaal bestuur zelf. Dit is uitgedrukt als een opcentiem op de Vlaamse vastgoedbelasting (Goeminne & Smolders, 2015).

Dit onderzoek spitst zich toe op de lokale inkomstenbelasting en niet op de lokale onroerendgoedbelasting. De inkomstenbelasting wordt geheven op inwoners die in een gemeente zijn gedomicilieerd, de onroerendgoedbelasting wordt geheven op eigenaars (ook al zijn die elders gedomicilieerd). Het inkomen is dus wel 'verhuisbaar' als grondslag, een eigendom niet. Als een bewoner, zij het de eigenaar of een huurder, besluit om te verhuizen (bijvoorbeeld als gevolg van criminaliteit), dan blijft de onroerende belasting schuldig door de eigenaar, zelfs wanneer het onroerende goed niet bewoond is. Het inkomen van de gemigreerde persoon kan de gemeente niet langer taxeren, waardoor het geanalyseerde effect alleen verwacht wordt bij de lokale inkomstenbelastingen.

Model, methodologie en data

Theoretisch model

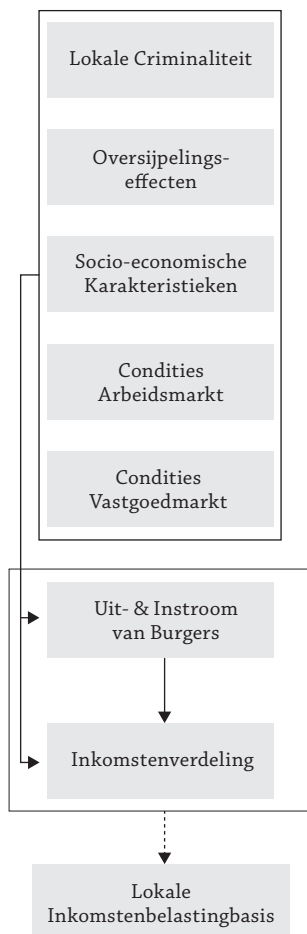
Deze studie onderzoekt de relatie tussen criminaliteit en de lokale inkomstenbelastingbasis, waarbij we veronderstellen dat deze relatie niet direct verloopt, maar via mobiliteit. We bouwen hiermee verder op Cebula (1973; 2009), Frey (1979; 1980) en Fougère e.a. (2005) en verwachten dat verschillen in mobiliteit (uit- en instroom van burgers) als reactie op veranderingen in criminaliteit – en de daaruit voortvloeiende inkomensverschuiving – de lokale inkomstenbelastingbasis zullen beïnvloeden.

Het theoretisch model kan gezien worden als een kettingreactie. Als verhuismobiliteit een gevolg is van veranderingen in criminaliteit (assumptie 1), dan worden de rijkere burgers verwacht om eerst te verhuizen, gezien verhuizen transactiekosten impliceert, die rijkere inwoners waarschijnlijker kunnen betalen (Grubb, 1982). Bijgevolg wordt de inkomensverdeling beïnvloed, wat op zijn beurt een effect zal hebben op de lokale inkomstenbelastingbasis (assumptie 2). Het gemiddelde inkomen per capita, de grondslag voor de lokale inkomstenbelasting, zal naar verwachting afnemen door de selectieve uitstroom en/of instroom binnen de gemeente. Ceteris paribus moet dit leiden tot een daling van de lokale inkomstenbelastingbasis. Figuur 1 geeft het model grafisch weer.

Kernvariabelen en empirisch model

Het hoofddoel van deze studie is de impact van criminaliteit op de lokale inkomstenbelastingbasis te onderzoeken. We vermoeden dat criminaliteit (CRIMI) leidt tot selectieve verhuismobiliteit ($\widehat{UIT}/\widehat{IN}$), wat op zijn beurt invloed heeft op de lokale inkomstenbelastingbasis (IBB). Om rekening te houden met deze kettingreactie maken we gebruik van een Two Stages Least Squares (2SLS)-model:

$$IBB=f(\widehat{UIT}/\widehat{IN}, X) \text{ simultaan met } \widehat{UIT}/\widehat{IN}=f(CRIMI, X)$$



Figuur 1 *Het model*

De focus van deze analyse ligt op de impact van CRIMI – via $\widehat{UIT}/\widehat{IN}$ – op de afhankelijke variabele IBB. CRIMI zijn de belangrijkste onafhankelijke variabelen die onze hypothesen kunnen toetsen, terwijl X een veelheid van variabelen inhoudt die geïntroduceerd worden als controlevariabelen. Een 2SLS-schatting maakt gebruik van twee stappen ('two stages') binnen één model, wat ideaal is voor het opzet van dit onderzoek. In een eerste stap wordt de invloed van CRIMI en X op de uit- en instroom van inwoners geschat, waarbij in de tweede stap simultaan de 'fitted' waarde voor $\widehat{UIT}/\widehat{IN}$ gebruikt wordt om het effect van een stijging van 1 procent van deze 'fitted' waarde op de lokale inkomstenbelastingbasis te schatten. De eerste en tweede stap van de 2SLS gaan respectievelijk de eerste en tweede assumptie na.

- *De afhankelijke variabele*

IBB vertegenwoordigt de lokale inkomstenbelastingbasis. IBB wordt gemeten als de fiscale inkomsten uit 1 procent van de lokale inkomstenbelastingen, uitgedrukt per inwoner (Goeminne, 2009). Deze uitdrukking kan gezien worden als een uniforme maatstaf van de belastingcapaciteit voor alle gemeenten, gecontroleerd voor verschillen in tarieven én de bevolkingsgrootte. In de bestudeerde periode bedroeg IBB gemiddeld 34,47 euro en evolueerde van gemiddeld 27,23 euro in 2000 naar gemiddeld 40,94 euro in 2014. Dit betekent dat gemeenten in het laatste jaar van de bestudeerde periode dus voor elke 1 procent inkomstenbelasting gemiddeld 40,94 euro per capita ophaalden.

De gegevens betreffende de afhankelijke variabele zijn verkregen via het Agentschap voor Binnenlandse Aangelegenheden van de Vlaamse overheid.

- *De onafhankelijke variabelen die criminaliteit weergeven*

De variabelen die lokale criminaliteit weergeven, zijn van groot belang binnen deze analyse. Het niveau van criminaliteit kan op verschillende manieren worden uitgedrukt (Muncie, 2006), bijvoorbeeld als het aantal geregistreerde misdrijven (Maguire, 2007), de angst voor criminaliteit (Taylor & Shumaker, 1990) of slachtofferschap (Fougère e.a., 2005). Deze variabelen zijn echter alle proxy's voor het niveau van veiligheid dat wordt verleend aan de burgers. Veiligheid kan dan ook het makkelijkst worden omschreven als 'de afwezigheid van onveiligheid' (Virta, 2006). In deze analyse geven wij er de voorkeur aan om het aantal geregistreerde misdrijven te gebruiken als criminaliteitsindicator.⁴ Dit omdat het de meest volledige en betrouwbare longitudinale dataset is die beschikbaar is in België. We gebruiken 2000 als startjaar in de analyse gezien de kwaliteit van de criminaliteitsgegevens in België sindsdien aanzienlijk verbeterd is. Oudere gegevens zijn vaak onvolledig en voor een aantal jaren zeer onbetrouwbaar, vooral als gevolg van de concurrentie tussen de voormalige politieorganisaties (Ponsaers & Brugge-man, 2006). Niettemin beschikken we over een kwalitatieve betrouwbare dataset omtrent het aantal geregistreerde misdrijven voor een periode van vijftien jaar. Dit maakt het mogelijk om een paneldata-analyse⁵ met een groot tijdsdimensie uit te voeren zonder ons zorgen te maken dat de resultaten beïnvloed zullen zijn door methodologische verschillen in de verzameling van de gegevens. De gegevens zijn geaggregeerd op het gemeentelijke niveau.

4 Hoewel deze gegevens eenvoudig zijn, wijzen criminologen op een aantal problemen die eraan verbonden zijn (bijv. Maguire, 2007; Muncie, 2006). Ten eerste kunnen misdrijven ongerapporteerd of ondergerapporteerd worden, wat leidt tot een 'onbekend' aantal misdrijven. Ten tweede, de plaats van een misdrijf is niet noodzakelijkerwijs de woonplaats van het slachtoffer of de dader. Ten derde hebben wijzigingen in politieke of politieprioriteiten, wetgeving, wetshandhaving en registratiepraktijken een groot effect op de evolutie van misdaadstatistieken. Ten vierde, criminaliteitsstatistieken weerspiegelen wat de politie daadwerkelijk heeft gedaan in plaats van hoeveel misdaad er echt bestaat.

5 Een paneldataset is een multidimensionale dataset, wat inhoudt dat de dataset per gemeente meerdere observaties over verschillende tijdstipmomenten bevat. Er is dus zowel een crossectionele dimensie (meerdere gemeenten) als een tijdsdimensie (meerdere jaartallen).

In de analyse wordt CRIMI weergegeven door het aantal misdrijven per capita binnen een bepaalde gemeente, geregistreerd door de politie. We verwijzen eerst naar o.a. Taylor & Shumaker (1990) en Taylor (1995), die verklaren dat veranderingen in criminaliteit, vooral snelle, vaak belangrijker zijn en waarschijnlijker leiden tot veranderingen in gedrag. Daarom berust de analyse, door het schatten van verschillen ('differences') en logaritmes ('logs'), op de veranderingen in criminaliteit, in plaats van de eigenlijke criminaliteit (zowel absolute als relatieve veranderingen worden getest). Ten tweede wijst Taylor (1995) op het voordeel van het gebruik van typespecifieke misdaadcijfers. Aangezien het totaal aantal misdrijven per capita (CRT) in drie categorieën kan worden verdeeld, is het mogelijk om naast het totaalcijfer een onderscheid te maken tussen typespecifieke criminaliteitsstatistieken, meerbepaald tussen het aantal diefstallen en afpersingen per capita (DA), het aantal gewelddadige misdrijven per capita (GEW) en het aantal eigendomsmisdrijven per capita (EIG).

Om rekening te houden met mogelijke oversijpelingeffecten ('spill-over effects') van naburige gemeenten (Gebremariam e.a., 2011) wordt het gemiddelde van de desbetreffende misdaadstatistieken uit buurgemeenten geïntroduceerd. De variabelen CRTB, DAB, GEWB en EIGB vertegenwoordigen respectievelijk het gemiddelde per capita aantal misdrijven, aantal diefstallen en afpersingen, aantal gewelddadige misdrijven en het aantal eigendomsmisdrijven van de onmiddellijk aangrenzende gemeenten (gemeenschappelijke grens als beoordelingsbasis). De suffix B wijst dus op de buurgemeenten. Positieve coëfficiënten bij deze variabelen in de schattingen wijzen op positieve oversijpelingeffecten. Deze kunnen optreden wanneer een verhoging van de criminaliteit in buurgemeenten leidt tot een instroom van rijkere burgers uit de buurgemeenten naar de beschouwde gemeente. Hierdoor zal de belastinggrondslag stijgen, wat dan leidt tot het vooropgestelde positief teken. Wanneer deze variabelen negatieve coëfficiënten zouden vertonen, dan kan dit beschouwd worden als een signaal dat inwoners een stijging in de criminaliteit in buurgemeenten zien als een bedreiging voor de eigen veiligheid en hierdoor beslissen om uit de regio weg te trekken, wat een daling van de belastinggrondslag tot gevolg heeft.

De gegevens betreffende de criminaliteitsstatistieken zijn verkregen via het Agentschap voor Binnenlandse Aangelegenheden van de Vlaamse overheid.

• *Controlevariabelen*

Hoewel we hierboven en in het verdere verloop van de analyse focussen op de variabelen die belangrijk zijn voor de test van de assumpties, moeten we opmerkzaam zijn voor het feit dat de afhankelijke variabelen ook door andere factoren beïnvloed kunnen worden. Indien we deze niet zouden opnemen in de regressie treedt er mogelijk een vertekening op bij de geschatte waarde van de onafhankelijke variabelen die criminaliteit weergeven. Hiervoor wordt de vector *X* van controlevariabelen geïntroduceerd, die een aantal algemeen aanvaarde drijfveren voor inkomensverschuivingen, met als gevolg wijzigingen in de lokale inkomstenbelastingbasis, of voor in- en uitstroom weergeven (Burnell, 1988; Schmith Conway & Houtenville, 1998; South & Deane, 1993; Xie & McDowall, 2008):

JONG	= % inwoners met een leeftijd <20 jaar
OUD	= % inwoners met een leeftijd >64 jaar
VRM	= % buitenlanders binnen de bevolking
HUIS	= gemiddelde huisprijs
WL	= % werklozen binnen de bevolking

De gegevens omtrent de controlevariabelen werden verkregen via de Belgische Federale Overheidsdienst Economie.

• *Het empirische model*

Op basis van de onderzoeksvraag hebben we twee assumpties geformuleerd. Met betrekking tot de eerste assumptie worden de effecten van veranderingen in lokale criminaliteit op de mobiliteit bestudeerd. We gebruiken twee proxy's voor mobiliteit, namelijk de per capita uitstroom en de per capita instroom van de bevolking. Wanneer we significante coëfficiënten bekomen bij de onafhankelijke variabelen die criminaliteit weergeven bij het schatten van de uit- en instroom (inclusief de controlevariabelen) kunnen we de eerste assumptie (en dus de eerste stap in 2SLS) bevestigen. De richting van het effect heeft geen belang, enkel willen we nagaan of criminaliteit verhuismobiliteit veroorzaakt. Met betrekking tot de tweede assumptie wordt de lokale inkomstenbelastingbasis geschat als een functie van mobiliteit (en de controlevariabelen), waarbij de mobiliteit geïnstrumenteerd wordt door de proxy's voor criminaliteit. In de tweede stap van 2SLS maken we gebruik van de 'fitted' waarde van de in- en uitstroom als gevolg van criminaliteit (volgend uit stap 1 van 2SLS) om het effect hiervan te schatten op de afhankelijke variabele, de lokale inkomstenbelastingbasis. Zo wordt nagegaan of door criminaliteit geïnduceerde mobiliteit de lokale inkomstenbelastingbasis beïnvloedt. Bekomen we bij het schatten van de lokale inkomstenbelastingbasis als functie van de onafhankelijke variabelen \widehat{UIT} of \widehat{IN} (en de controlevariabelen) significante negatieve coëfficiënten, dan kunnen we ook onze tweede assumptie bevestigen.

Er werden verschillende systemen geschat, inclusief absolute verschillen tussen de afhankelijke en/of de onafhankelijke variabelen en de gecumuleerde criminaliteitsstatistieken (i.p.v. de typespecifieke cijfers) voor zowel de lokale als de naburige gemeenten. We presenteren hier enkel de meest significante resultaten in vier regressies. In regressie 1 worden de absolute (UIT) en relatieve (log(UIT)) per capita uitstroom geschat. Respectievelijk geven ze dan weer of we de geschatte coëfficiënten van de onafhankelijke variabelen moeten interpreteren als een absolute of een relatieve (percentuele) wijziging. Regressie 2 schat vergelijkbaar de relatieve per capita instroom van burgers (log(IN)). In regressie 3 en 4 wordt de impact van deze mobiliteit op de relatieve inkomstenbelastingbasis (log(IBM)) geschat, waarbij de mobiliteit geïnstrumenteerd wordt door de criminaliteitsvariabelen (en de controlevariabelen).

$$UIT_{it} = \alpha_0 + \beta_1 \log(DA)_{it} + \beta_2 \log(EIG)_{it} + \beta_3 \log(GEW)_{it} + \beta_4 \log(DAB)_{it} + \beta_5 \log(EIGB)_{it} + \beta_6 \log(GEWB)_{it} + \beta_7 JONG_{it} + \beta_8 OUD_{it} + \beta_9 \log(HUIS)_{it} + \beta_{10} WL_{it} + \beta_{11} VRM_{it} + u_{it} \quad (1)$$

$$\log(IN)_{it} = \alpha_0 + \beta_1 \log(DA)_{it} + \beta_2 \log(EIG)_{it} + \beta_3 \log(GEW)_{it} + \beta_4 \log(DAB)_{it} + \beta_5 \log(EIGB)_{it} + \beta_6 \log(GEWB)_{it} + \beta_7 JONG_{it} + \beta_8 OUD_{it} + \beta_9 \log(HUIS)_{it} + \beta_{10} WL_{it} + \beta_{11} VRM_{it} + u_{it} \quad (2)$$

$$\log(IBB)_{it} = \alpha_0 + \beta_1 \log(\widehat{UIT})_{it} + \beta_2 JONG_{it} + \beta_3 OUD_{it} + \beta_4 \log(HUIS)_{it} + \beta_5 WL_{it} + \beta_6 VRM_{it} + u_{it} \quad (3)$$

$$\text{met } \log(\widehat{UIT})_{it} = \alpha_0 + \beta_1 \log(DA)_{it} + \beta_2 \log(EIG)_{it} + \beta_3 \log(GEW)_{it} + \beta_4 \log(DAB)_{it} + \beta_5 \log(EIGB)_{it} + \beta_6 \log(GEWB)_{it} + \beta_7 JONG_{it} + \beta_8 OUD_{it} + \beta_9 \log(HUIS)_{it} + \beta_{10} WL_{it} + \beta_{11} VRM_{it} + u_{it}$$

$$\log(IBB)_{it} = \alpha_0 + \beta_1 \log(\widehat{IN})_{it} + \beta_2 JONG_{it} + \beta_3 OUD_{it} + \beta_4 \log(HUIS)_{it} + \beta_5 WL_{it} + \beta_6 VRM_{it} + u_{it} \quad (4)$$

$$\text{met } \log(\widehat{IN})_{it} = \alpha_0 + \beta_1 \log(DA)_{it} + \beta_2 \log(EIG)_{it} + \beta_3 \log(GEW)_{it} + \beta_4 \log(DAB)_{it} + \beta_5 \log(EIGB)_{it} + \beta_6 \log(GEWB)_{it} + \beta_7 JONG_{it} + \beta_8 OUD_{it} + \beta_9 \log(HUIS)_{it} + \beta_{10} WL_{it} + \beta_{11} VRM_{it} + u_{it}$$

De data overspannen vijftien jaar (2000-2014) en hebben betrekking op 306⁶ Vlaamse gemeenten. De suffixen *i* en *t* indexeren respectievelijk de gemeente en het jaartal.

In een Tiebout-wereld wordt voor de coëfficiënten die de lokale criminaliteit weergeven in vergelijking (1) een positief teken verwacht. Als inwoners de lokale overheid verantwoordelijk houden voor hun (on)veiligheid en het niveau van criminaliteit te veel afwijkt van wat inwoners aanvaardbaar vinden, zullen ze volgens de Tiebout-hypothese de gemeente verlaten (Ellickson, 1971).

Bij het schatten van de per capita instroom van burgers (IN) in vergelijking (2) worden negatieve coëfficiënten verwacht voor de variabelen die criminaliteit weergeven. Bij een toename van de criminaliteit in een gemeente kan verwacht worden dat dit de kans verlaagt dat migranten deze gemeente selecteren om te komen wonen (Frey, 1979; Katzman, 1980).

In vergelijkingen (3) en (4) worden de mobiliteitsvariabelen UIT en IN geïnstrumenteerd (we maken gebruik van de 2SLS-methode) met de criminaliteitscijfers en de controlevariabelen. De coëfficiënten van \widehat{UIT} en \widehat{IN} geven dus het geïsoleerde effect weer van door criminaliteit gedreven verhuismobiliteit op de afhankelijke variabele, met name de lokale inkomstenbelastingbasis. Deze constellatie laat toe te controleren of de tweede assumptie al dan niet bevestigd kan worden. Wanneer assumptie 1 is bevestigd, wordt de coëfficiënt voor \widehat{UIT} verwacht negatief te zijn. Dit zou betekenen dat wanneer een toename van de criminaliteit inwoners stimu-

6 We verliezen twee gemeenten in onze analyse: Voeren en Herstappe. Voeren heeft geen andere Vlaamse burens, zodat het onmogelijk is om de spatiale misdaadstatistiek te gebruiken. Voor Herstappe zijn er databeperkingen omtrent de controlevariabelen.

leert om te migreren, de lokale inkomstenbelastingbasis zal dalen. Het teken van de coëfficiënt $\hat{\alpha}_N$ is a priori minder bepaald en is afhankelijk van de resultaten uit vergelijking (2).

• *Methodologie*

Ter volledigheid vermelden we de econometrische testen die toegepast werden om de optimale regressieconfiguratie te bekomen. Zo werden voor elke set schattingen een F-test, een dubbelzijdige Breusch-Pagan⁷ en een Hausman-test⁸ uitgevoerd om de optimale schattingstechniek te bepalen. De resultaten van de Hausman-test leidden tot het gebruik van vaste crosssectie-effecten ('fixed cross section effects') en vaste tijdseffecten ('fixed time effects'). Het is mogelijk dat factoren die opgenomen zitten in de storingstermen gecorreleerd zijn met sommige verklarende variabelen en rechtstreeks de werkgelegenheidsgraad beïnvloeden. In dat geval kunnen de coëfficiënten vertekend en inconsistent zijn. Het gebruik van de vaste crosssectie-effecten vangt niet-observeerbare heterogeniteit of gemeentespecifieke effecten op. Dit betekent dat we nagaan wat de impact is van de verklarende variabelen op de afhankelijke variabele binnen de gemeente, maar niet tussen de gemeenten. Het gebruik van vaste tijdseffecten laat toe om gemeenschappelijke tijdseffecten in alle gemeenten op te vangen. Op basis van de Breusch-Pagan Lagrange Multiplier-test⁹ worden de vergelijkingen geschat met de Generalized Least Squares (GLS)-techniek met gelijktijdige covarianties. Dit stelt ons in staat om heteroscedasticiteitseffecten te beperken. De correlatiematrix vertoont geen tekenen van multicollineariteit.¹⁰ Om specifiek het effect van door misdaad geïnduceerde verhuismobiliteit op de lokale inkomstenbelastingbasis te omvatten, worden vergelijkingen (3) en (4) geschat op basis van 2SLS, waarbij de huishoudelijke mobiliteit (UIT en IN) geïnstrumenteerd wordt door de criminaliteitscijfers en de controlevariabelen. De Sargan-test¹¹ bevestigt de geldigheid van de instrumenten. De waarden voor de verschillende testen zijn beschikbaar onderaan tabel 1.

- 7 De Breusch-Pagan-test wordt gebruikt om te bepalen of de vaste effecten al dan niet overbodig zijn. Als nulhypothese wordt gesteld dat vaste effecten overbodig zijn. Gezien de p-waarde lager is dan 0,1 (voor alle vergelijkingen) kunnen we de nulhypothese verwerpen en zijn de vaste effecten dus niet overbodig.
- 8 De Hausman-test wordt gebruikt om te bepalen of vaste ('fixed effects') of willekeurige effecten ('random effects') de voorkeur verkrijgen. De nulhypothese van deze test is dat willekeurige effecten passend zijn. De resultaten tonen aan dat we de nulhypothese verwerpen voor alle geschatte vergelijkingen.
- 9 De Breusch-Pagan Lagrange Multiplier-test wordt gebruikt als een test voor mogelijke crosssectie-afhankelijkheid binnen paneldata. Als nulhypothese wordt gesteld dat er geen crosssectie-afhankelijkheid aanwezig is op conventionele significantieniveaus. Gezien de p-waarde lager is dan 0,1 (voor alle vergelijkingen) kunnen we de nulhypothese verwerpen. De aanwezigheid ervan noodzaakt het gebruik van GLS met gelijktijdige covarianties.
- 10 De correlatiematrix geeft aan dat de voorgestelde drempel van niet overschreden wordt voor een van de gepaarde correlatiecoëfficiënten (zie Gujarati, 2003).
- 11 De Sargan-test controleert de validiteit van de instrumentvariabelen, onder de nulhypothese dat alle instrumenten valide zijn, d.w.z. dat ze niet gecorreleerd zijn met de resttermen. De test is zo geconstrueerd dat indien we de nulhypothese niet kunnen verwerpen, de instrumenten aanvaard zijn voor opname in de analyse, wat het geval is in deze analyse.

Resultaten

Voorafgaandelijke analyses toonden aan dat er bij het gebruik van het totale aantal geregistreerde misdrijven per capita (CRT) geen significante resultaten konden gevonden worden. In lijn met Taylor (1995) was dit niet geheel onverwacht. Daarom werd verder gegaan met het gebruik van typespecifieke criminaliteitscijfers. Tabel 1 toont de meest significante resultaten bij het gebruik van de typespecifieke criminaliteitscijfers. Globaal kan gesteld worden dat de modellen ongeveer of net iets meer dan 90 procent van de variantie van de afhankelijke variabelen verklaren.

Kolommen 1 t/m 3 tonen de resultaten bij het gebruik van GLS en verwijzen naar vergelijking (1) en (2). Hier wordt de eerste assumptie, *dat indien het veiligheidsniveau te veel afwijkt van hun wensen inwoners verkiezen te verhuizen*, getest. Kolommen 1 en 2 rapporteren de schattingen met als afhankelijke variabele de per capita uitstroom van burgers (UIT) en zijn logaritme ($\log(\text{UIT})$), respectievelijk het absolute en relatieve effect op de per capita uitstroom van burgers. In kolom 3 is de afhankelijke variabele het logaritme van de per capita instroom van burgers ($\log(\text{IN})$). De relatieve verandering in het per capita aantal gewelddadige misdrijven ($\log(\text{GEW})$) heeft een significant positief effect op de absolute (UIT, kolom 1) en relatieve ($\log(\text{UIT})$, kolom 2) verandering van de per capita uitstroom van burgers, alsook een significant positief effect op de relatieve verandering van de per capita instroom van burgers ($\log(\text{IN})$, kolom 3). Met andere woorden: een stijging van 1 procent van het aantal gewelddadige misdrijven per inwoner zal een significant effect hebben op desbetreffende afhankelijke variabelen, ter grootte van de geschatte coëfficiënten zoals opgenomen in tabel 1. De resultaten met betrekking tot de per capita uitstroom van burgers zijn in lijn met de verwachtingen. Criminaliteit – niet algemeen, maar in het bijzonder geweld – heeft een significant effect op huishoudelijke mobiliteit (Dugan, 1999; Frey, 1979; Marshall, 1979; South & Messner, 2000). De coëfficiënten voor de andere typespecifieke misdrijven zijn niet significant.

Het is belangrijk om op te merken dat het positieve teken van de significante coëfficiënt voor het per capita aantal gewelddadige misdrijven ($\log(\text{GEW})$) ten aanzien van de per capita instroom (IN) (kolom 3) tegen de verwachting is (een relatieve stijging van het per capita aantal gewelddadige misdrijven zou zo zorgen voor een stijging van de per capita instroom). Deutsch e.a. (1984; 1987) verklaren dit door te stellen dat een gebied met hoge criminaliteit vaak meer criminelen aantrekt, met als gevolg een stijging van per capita instroom van burgers, indien de criminaliteit stijgt.

Als het effect van naburige criminaliteit bekeken wordt, is enkel het per capita aantal eigendomsmisdrijven significant (kolom 1). Dit positieve teken kan worden geïnterpreteerd als de aanwezigheid van positieve externaliteiten. Een stijging van het per capita aantal eigendomsmisdrijven (EIGB) in naburige gemeenten zal leiden tot een lokale stijging van de per capita uitstroom van burgers (UIT). Dit suggereert dat de algemene reputatie van een grotere geografische regio inwoners kan stimuleren om te migreren.

	1		2		3		4		5	
	UIT		log(UIT)		log(IN)		log(IBM)		log(IBM)	
	beta	std. Error	beta	std. Error	beta	std. Error	beta	std. Error	beta	std. Error
c	0,028 ***	0,011	-3,054 ***	0,277	-2,463 ***	0,398	2,985 ***	0,719	3,420 ***	0,520
log(DA)	0,000	0,000	-0,008	0,010	0,008	0,011				
log(EIG)	0,000	0,000	-0,010	0,008	0,007	0,008				
log(GEW)	0,001 **	0,000	0,019 **	0,008	0,026 ***	0,008				
log(DAB)	0,001	0,001	0,027	0,017	0,018	0,024				
log(EIGB)	0,001 *	0,001	0,017	0,014	0,012	0,018				
log(GEWB)	-0,001	0,001	-0,009	0,017	0,015	0,021				
log(UIT)							-0,405 *	0,237		
log(IN)									-0,312	0,210
JONG	-0,056 ***	0,014	-1,448 ***	0,309	-2,182 ***	0,596	-2,321 ***	0,486	-2,429 ***	0,678
OUUD	-0,065 ***	0,008	-1,477 ***	0,178	-0,429	0,305	-1,760 ***	0,411	-1,192 ***	0,219
log(HUIS)	0,003 ***	0,001	0,034	0,023	-0,030	0,031	0,013	0,023	-0,007	0,022
WL	0,005	0,040	-0,766	0,879	1,099	0,921	-2,003 **	0,959	-1,434	0,940
VRM	-0,022 **	0,011	-0,602 **	0,252	1,121 ***	0,282	-0,744 **	0,304	-0,149	0,386
R ²	0,895		0,894		0,883		0,935		0,933	
Adjusted R ²	0,886		0,885		0,873		0,930		0,927	
F-statistic	102		101		91		216		216	
Durbin-Watson	1,855		1,843		1,693		2,006		1,998	
Number of years	14		14		14		14		14	
Number of cross-sections	306		306		306		306		306	
N	4.281		4.281		4.281		4.213		4.213	
Sargan							0,365		0,605	
Omitted random effects										
Breusch-Pagan cross-section	15.622 (p=0,00)		12.588 (p=0,00)		13.135 (p=0,00)		9.455 (p=0,00)		9.176 (p=0,00)	
Breusch-Pagan time	3.526 (p=0,00)		21.228 (p=0,00)		16.057 (p=0,00)		30.308 (p=0,00)		32.981 (p=0,00)	
Breusch-Pagan both	19.148 (p=0,00)		33.817 (p=0,00)		29.192 (p=0,00)		39.764 (p=0,00)		42.158 (p=0,00)	
Breusch-Pagan LM-test	55.684 (p=0,00)		55.489 (p=0,00)		60.203 (p=0,00)		82.898 (p=0,00)		85.001 (p=0,00)	

Periode: 2000-2014; * significant op 10 procent, ** op 5 procent en *** op 1 procent.

Tabel 1: Regressieresultaten

De resultaten uit de kolommen 1 t/m 3 bevestigen dus de eerste assumptie. Het blijkt dat een toename van de criminaliteit inderdaad de mobiliteit stimuleert door de per capita uitstroom (UIT) en instroom (IN) te verhogen.

Kolommen 4 en 5 tonen de resultaten bij het gebruik van 2SLS bij het schatten van de vergelijkingen (3) en (4). Hier wordt de tweede assumptie, *dat door misdaad geïnduceerde huishoudelijke mobiliteit de inkomensverdeling negatief beïnvloedt, waardoor de inkomstenbelastingbasis daalt*, getest. Kolom 4 toont een significante (op 10 procent) negatieve coëfficiënt voor de per capita door criminaliteit geïnduceerde uitstroom van burgers (UIT). Wanneer we dit samenvoegen met de resultaten uit vergelijking (1) (kolommen 1 t/m 3) kunnen we voorzichtig concluderen dat een toename van het per capita aantal gewelddadige misdrijven de per capita uitstroom van burgers zal stimuleren, met als gevolg een daling van de lokale inkomstenbelastingbasis, waardoor de tweede assumptie bevestigd kan worden. Kolom 5 toont een negatieve coëfficiënt, hoewel nauwelijks insignificant (p-waarde van 0,13), voor de door criminaliteit geïnduceerde per capita instroom van burgers (IN). Wanneer we dit samenvoegen met de resultaten uit vergelijking (2) (kolom 3) kunnen we concluderen dat een toename van het per capita aantal gewelddadige misdrijven de per capita instroom van burgers zal stimuleren, met als gevolg een daling van de lokale inkomstenbelastingbasis. Dit suggereert dat de

toename van de per capita instroom van burgers de lokale inkomensverdeling negatief beïnvloedt. Dit is opnieuw in lijn met Deutsch e.a. (1984; 1987), die concluderen dat gebieden met meer criminaliteit meer criminelen zullen aantrekken. In deze context kan men dan ook concluderen dat de instroom van meer criminelen de inkomensverdeling zal doen dalen. Toch merken we nogmaals op dat de coëfficiënt net niet significant is bevonden, waardoor we de conclusies uit kolom 5 moeten relativeren.

Doordat we beide assumpties kunnen bevestigen, leveren we bewijs voor de hoofdonderzoeksvraag, waarin we stellen dat *een verhoging van de lokale criminaliteit de inkomstenbelastingbasis zal doen dalen*. De resultaten tonen ook aan dat de relatie tussen criminaliteit en de lokale inkomstenbelastingbasis via mobiliteit verloopt.

Globaal gezien leveren de controlevariabelen significante coëfficiënten, wat aangeeft dat de variabelen ook een significante impact hebben op de afhankelijke variabelen.

Conclusie

In dit artikel wordt de impact van criminaliteit op de inkomstenbelastingbasis empirisch onderzocht. We testen of de inkomstenbelastingbasis voor Vlaamse gemeenten gevoelig is voor veranderingen in lokale criminaliteit. Er wordt gebruik gemaakt van een paneldatamodel dat gegevens bevat voor 306 Vlaamse gemeenten voor de periode 2000-2014.

De relatie tussen veranderingen in lokale criminaliteit en de lokale inkomstenbelastingbasis is gebaseerd op twee assumpties. Vooreerst wordt in een Tiebout-wereld verwacht dat rationele kiezers de overheid verantwoordelijk houden voor de veiligheid van de burgers. Bewoners kunnen dan beslissen om al dan niet te verhuizen wanneer het lokale veiligheidsniveau te veel vervreemdt van wat ze wensen dat het zou zijn. We vinden dat een relatieve toename van het aantal per capita gewelddadige misdaden positief verband houdt met de absolute en relatieve per capita uitstroom en instroom van burgers. Globaal zien we een verhoogde 'doorstroom' van inwoners, met vertrekkers, maar ook met nieuwe inwoners. Wijzigingen in lokale criminaliteit verklaren aldus de mobiliteit van huishoudens, wat een bevestiging is van de eerste assumptie. De tweede assumptie stelt dat als criminaliteit mobiliteit veroorzaakt, de inkomensverdeling wordt beïnvloed, met als gevolg een wijziging van de lokale inkomstenbelastingbasis. De mobiliteit betreft rijkere inwoners die de gemeente verlaten of die niet meer overwegen om naar de gemeente te verhuizen en/of armere inwoners die worden aangetrokken. De 2SLS-regressie verklaart ook wijzigingen in de lokale inkomstenbelastingbasis als gevolg van door misdaad geïnduceerde mobiliteit, wat bewijs levert voor de tweede assumptie. De resultaten onderschrijven niet alleen de tweede veronderstelling, aangezien de variabelen van huishoudelijke mobiliteit geïnstrumenteerd worden door de criminele variabelen, kunnen deze resultaten ook de hoofdonderzoeksvraag beantwoorden.

Hoewel dit effect gevonden wordt bij het gebruik van typespecifieke criminaliteit, is het afwezig bij het testen van de impact van het totale cumulatieve aantal criminele feiten op de inkomstenbelastingbasis. Zoals Taylor (1995) stelt, verhult het gebruik van te geaggregeerde criminaliteitsstatistieken soms het effect van typespecifieke criminele feiten. Verder werden er geen directe oversijpelingeffecten gedetecteerd tussen veranderingen in het aantal naburige typespecifieke misdrijven en de lokale inkomstenbelastingbasis.

De analyse toont aan dat de Tiebout-hypothese op vandaag niet aan validiteit heeft ingeboet. Tiebouts inzichten leiden tot resultaten die aantonen dat de inkomstenbelastingbasis van Vlaamse gemeenten gevoelig is voor veranderingen in lokale criminaliteit. Een daling van de lokale inkomstenbelastingbasis als gevolg van verhoogde criminaliteit kan, indien niet gecompenseerd door hogere bijdragen van hogere overheidsniveaus of belastingverhogingen, de lokale fiscale ontvangsten beperken. Onze bevindingen zijn hierbij in lijn met Deutsch e.a. (1984; 1987), Gebremariam e.a. (2011), Hipp (2010) en Wilson (1990) en hun concept van stedelijk verval. Aangezien de lokale inkomstenbelasting een belangrijke rol speelt in de financieringsmix van Vlaamse lokale besturen, zal een daling van de lokale inkomstenbelastingbasis mogelijk ook significante negatieve gevolgen hebben voor hun uitgavenmogelijkheden. Deze begrotingsuitputting kan resulteren in bezuinigingen, ook op het vlak van veiligheid en politiebescherming, wat op zijn beurt een vicieuze cirkel van stedelijk verval kan veroorzaken. Dit is meteen een eerste beleidsimplicatie van voorliggend onderzoek. Gemeenten dienen rekening te houden met de potentiële aanvang van een vicieuze cirkel van stedelijk verval indien de criminaliteit stijgt. Aangezien dit onderzoek de eerste stappen bevestigt van deze vicieuze cirkel, zou het interessant kunnen zijn om dit in de toekomst verder te onderzoeken. Ten tweede tonen de resultaten aan dat de bestrijding van criminaliteit op lange termijn minder duur kan zijn dan aanvankelijk gedacht. Slaagt men erin om de criminaliteit te beperken, dan weerhoudt dit inwoners te verhuizen of trekt het zelfs gegoede inwoners uit andere gemeenten aan, wat een verlies aan fiscale grondslag verhindert of deze zelfs laat stijgen. Dit bestendigt of vergroot de mogelijkheden voor lokale besturen om via de inkomstenbelasting inkomsten te genereren.

De huidige studie is niet zonder beperkingen. Ten eerste, om beter te begrijpen hoe criminaliteit invloed heeft op verhuisgedrag, kan het aangewezen zijn om met microdata te werken. Dit zou moeten toelaten om bijvoorbeeld hoge inkomensbuurten te vergelijken met lagere inkomensbuurten. Ten tweede, aangezien de resultaten enkele ruimtelijke patronen hebben blootgelegd, is verder onderzoek nodig om de meest geschikte configuratie van burens en de econometrische implementering ervan te bepalen. Ten derde moeten er reserveringen gemaakt worden over het gebruik van misdaad als instrument voor verhuismobiliteit om het effect ervan te schatten op de lokale inkomstenbelastingbasis. De voorwaarde van exogeniteit voor instrumenten impliceert dat misdaad alleen de lokale inkomstenbelastingbasis mag beïnvloeden via de verhuismobiliteit. Aan deze voorwaarde is waarschijnlijk niet volledig voldaan, aangezien men mogelijk kan argumenteren dat misdaad ook de lokale werkgelegenheidskansen en/of het lokale opleidingsniveau kan beïnvloeden (bijv. Sharkey & Torrads-Espinosa, 2017). Deze kunnen op

hun beurt mogelijk een invloed hebben op de lokale inkomstenbelastingbasis zonder een verandering in verhuismobiliteit teweeg te brengen. Ten vierde stelt de sociale-desorganisatietheorie dat verhuismobiliteit zelf ook een invloed kan hebben op de criminaliteit, waardoor er mogelijk sprake is van een endogene relatie tussen criminaliteit en verhuismobiliteit, wat kan leiden tot een lichte vertekening van de geschatte waarden voor de verhuismobiliteit. Ten vijfde wordt de financiële impact van deze kettingreactie voor de lokale besturen hier niet in detail berekend, maar wordt die relatief weergegeven. Dit geeft dus geen inschatting van de absolute impact. Niettemin mag die niet onderschat worden. Indicatief zou gesteld kunnen worden dat in 2014, het laatste jaar van de analyse met een gemiddelde opbrengst van 40,84 euro per capita voor elke 1 procent inkomstenbelasting en een gemiddeld tarief van 7,27 procent, verhuismobiliteit als gevolg van criminaliteit gemiddeld een verlies oplevert van 296,91 euro per capita per jaar. Echter, deze inschatting is hoogstwaarschijnlijk onderschat, gezien het enerzijds net de rijkere inwoners (met een hoger dan gemiddeld inkomen) zijn die worden verwacht te vertrekken en anderzijds mobiliteit niet per capita of per persoon, maar per gezin gebeurt. Dit levert meteen een veelvoud op van het vermelde bedrag als potentieel verlies aan inkomstenbelastingontvangsten per jaar voor elk gezin dat migreert.

Literatuur

- Allers, M.A. (2004). Lokale fiscale beleidsinteractie: apen gemeenten hun burens na? *Kwartalschrift Economie*, 1, 26-45.
- Belfius (2016). *Lokale financiën – Budget 2016*.
- Brueckner, J.K. (2004). Fiscal decentralization with distortionary taxation: Tiebout vs. tax competition. *International Tax and Public Finance*, 11(2), 133-153.
- Burnell, J.D. (1988). Crime and racial composition in contiguous communities as negative externalities: prejudiced households' evaluation of crime rate and segregation nearby reduces housing values and tax revenues. *American Journal of Economics & Sociology*, 47(2), 177-193.
- Cebula, R.J. (1973). Determinants of net migration to SMSA's, 1960-1970. *Mississippi Valley Journal of Business and Economics*, 9(2), 59.
- Cebula, R.J. (2009). Migration and the Tiebout-Tullock hypothesis revisited. *American Journal of Economics & Sociology*, 68(2), 541-551.
- Cullen, J.B. & Levitt, S.D. (1999). Crime, urban flight, and the consequences for cities. *Review of Economics & Statistics*, 81(2), 159-169.
- Deutsch, J., Hakim, S. & Weinblat, J. (1984). Interjurisdictional criminal mobility: a theoretical perspective. *Urban Studies*, 21, 451-458.
- Deutsch, J., Hakim, S. & Weinblat, J. (1987). A micro model of criminals' location choice. *Journal of Urban Economics*, 22, 198-208.
- Dugan, L. (1999). The effect of criminal victimization on a household's moving decision. *Criminology*, 37(4), 903-930.
- Ellickson, B. (1971). Jurisdictional fragmentation and residential choice. *American Economic Review*, 61(2), 334-339.
- Fischer, C.S. (1977). *Networks and places*. New York: Free Press.

- Foote, A. (2015). Decomposing the effect of crime on population changes. *Demography*, 52(2), 705-728.
- Fougère, D., Kramarz, F. & Pouget, J. (2005). Délinquance et mobilité résidentielle. *Revue économique*, 56(2), 313-336.
- Frey, W.H. (1979). Central city white flight: racial and nonracial causes. *American Sociological Review*, 44(3), 425-448.
- Frey, W.H. (1980). Black in-migration, white flight, and the changing economic base of the central city. *The American Journal of Sociology*, 85(6), 1396-1417.
- Gebremariam, G.H., Gebremedhin, T.G., Schaeffer, P.V., Phipps, T.T. & Jackson, R.W. (2011). Employment, income, migration and public services: a simultaneous spatial panel data model of regional growth. *Papers in Regional Science*, 91(2), 275-297.
- Goeminne, S. (2009). *Essays on strategic fiscal policy in Flemish municipalities* (PhD dissertation Vrije Universiteit Brussel).
- Goeminne, S. & Smolders, C. (2015). Local tax rates, politics and omitted variable bias. *Lex Localis – Journal of Selfgovernance*, 13(4), 933-951.
- Grubb, W.N. (1982). The flight to the suburbs of population and employment, 1960-1970. *Journal of Urban Economics*, 11, 348-367.
- Gujarati, D.N. (2003). *Basic econometrics*. New York: McGraw-Hill.
- Heyndels, B. & Vuchelen, J. (1996). 'Tax mimicking' in de Belgische gemeenten. *Tijdschrift voor Economie & Management*, XLI(4), 577-599.
- Hipp, J.R. (2010). A dynamic view of neighborhoods: the reciprocal relationship between crime and neighborhood structural characteristics. *Social Problems*, 57(2), 205-230.
- Katzman, M.T. (1980). The contribution of crime to urban decline. *Urban Studies*, 17(3), 277-286.
- Maguire, M. (2007). Crime data and statistics. In: M. Maguire, R. Morgan & R. Reiner (eds.). *The Oxford handbook of criminology*. Oxford: Oxford University Press, 241-301.
- Marshall, H. (1979). White movement tot the suburbs. *American Sociological Review*, 44, 975-994.
- Marshall, H. & O'Flaherty, K. (1987). Suburbanization in the seventies: the 'push-pull' hypothesis revisited. *Journal of Urban Affairs*, 9, 249-262.
- Muncie, J. (2006). Official criminal statistics. In: E. McLaughlin & J. Muncie (eds.). *The Sage dictionary of criminology*. London: Sage, 276-278.
- Ponsaers, P. & Bruggeman, W. (2006). De politionele statistische chaos voorbij? In: E. Devroe, K. Beyens & E. Enhus (eds.). *Zwart op wit? Duiding van cijfers over onveiligheid en strafrechtsbedeling in België. Handboek criminografische basisinformatie*. Brussel: VUB-press, 131-156.
- Schmith Conway, K. & Houtenville, A.J. (1998). Do the elderly 'vote with their feet?'. *Public Choice*, 97(4), 663-685.
- Schuerman, L. & Kobrin, S. (1986). Community careers in crime. *Crime and Justice*, 8, 67-100.
- Sharkey, P. & Torrats-Espinosa, G. (2017). The effect of violent crime on economic mobility. *Journal of Urban Economics*, 102, 22-33.
- South, S.J. & Deane, G.D. (1993). Race and residential mobility: individual determinants and structural constraints. *Social Forces*, 72, 147-167.
- South, S.J. & Messner, S.F. (2000). Crime and demography: multiple linkages, reciprocal relations. *Annual Review of Sociology*, 26(1), 83-106.
- St. John, C. (1987). Racial differences in neighborhood evaluation standards. *Urban Affairs Quarterly*, 22, 377-398.

- Taylor, R.B. & Shumaker, S.A. (1990). Local crime as a natural hazard: implications for understanding the relationship between disorder and fear of crime. *American Journal of Community Psychology*, 18, 619-642.
- Taylor, R. B. (1995). The impact of crime on communities. *The Annals of the American Academy of Political and Social Science*, 539, 28-45.
- Tiebout, C.M. (1956). A pure theory of local expenditures. *The Journal of Political Economy*, 64(5), 416-424.
- Virta, S. (2006). Security. In: E. McLaughlin & J. Muncie (eds.). *The Sage dictionary of criminology*. London: Sage, 371-373.
- Wilson, W.J. (1990). *The truly disadvantaged: the inner city, the underclass, and public policy*. Chicago: University of Chicago Press.
- Xie, M. & McDowall, D. (2008). Escaping crime: the effects of direct and indirect victimization on moving. *Criminology*, 46(4), 809-840.

SUMMARIES

European ships on South East Asian beaches. Shipbreaking, environmental harm and state-corporate crime.

Jasmien Claeys & Lieselot Bisschop

Shipbreaking is the dismantling of discarded vessels to reuse parts and recycle secondary raw materials. The majority of discarded vessels ends up on Southeast Asian beaches, dismantled without regard for the environment or human health. Our case study analyses the environmental crime of shipbreaking by using the theoretical framework of state-corporate crime as a frame of analysis. We focus on Germany and Greece as countries of origin and Bangladesh as a country of destination. Our findings show that shipbreaking is the result of a complex criminogenic interplay of economic and political actors on national as well as international level.

The juvenile crime drop: less risk, more protection?

André van der Laan, Josja Rokven,

Gijs Weijters & Marinus Beerthuizen

According to police statistics, juvenile crime in the Netherlands decreased annually since 2007. Explanations for the crime drop primarily focused on single macro explanations, such as increasing prosperity, focused policing or decreasing alcohol use. The prevalence of self-reported delinquency also dropped in the period 2005 till 2015. In three consecutive cohorts of the Youth Delinquency Survey (YDS; 2005, 2010, 2015) changes in exposure to risk and protective factors offered potential explanations for the drop in juvenile delinquency. Compared to previous cohorts, juveniles in the 2015-cohort were less exposed to risk factors like alcohol use and delinquent friends, and more exposed to protective factors like perceived emotional support, solicitation and monitoring by parents. Amongst serious delinquents, however, the exposure to individual risk behavior and delinquent friends was stable over time. Serious delinquents also showed

stability over the cohorts in frequency and seriousness of offenses. The vulnerability for risk and protective factors was consistent amongst the three cohorts, regardless the seriousness of delinquency. Changing social cultural attitudes towards risk behavior, e.g. delinquency, could be an additional explanation for the juvenile crime drop. Implications for theory and policy are discussed.

Daughters of Jihad

Marion Van San

Since it has become apparent that so many Western women have travelled to Syria and Iraq to join Islamic State, there is a relentless stream of publications dealing with the motivations of these women to join the terrorist organization. Most of these publications, based on 'open sources', are focusing on the motives spread by the women via social media. These social media reports, however, only provide a distorted view of the women's motives. This article is based upon ethnographic research focusing on 28 Belgian and Dutch families, whose daughters have left for Syria to join the armed struggle.

Although the existing literature shows that the feelings of exclusion in Western societies by Muslim women is seen as an important motive for their departure to Syria, the conversations with the families rarely supported this. Moreover, religion and ideology have played a minor role in the departure of their daughters from the perspective of the families, compared to what literature suggests. According to the families the departure of their daughters was mainly driven by romantic motives and the problems they were dealing with in their daily lives.

Tiebout and crime: how crime affects income tax capacity

Nik Smits & Stijn Goeminne

This paper empirically investigates whether the Flemish local income tax base yield in

306 Flemish municipalities is sensitive to changes in the local crime level between 2000 and 2014. There are two underlying assumptions. First, in a Tiebout world, rational voters holding the local government accountable for the safety of its citizens move when the local level of security becomes too greatly alienated from what they want it to be (first assumption). If migration is due to crime, the wealthier citizens are expected to move first. Consequently, the average income per capita and thus the income distribution will be affected, which in turn will influence the local income tax base yield (second assumption). By confirming both assumptions, evidence is presented for a relation between changes in local crime rates and the income tax base yield of Flemish municipalities, occurring through household mobility.

The economic theory of crime and punishment, fifty years since Becker

Ben van Velthoven

Fifty years ago, Gary Becker's seminal article on the economics of crime and punishment was published. This paper reviews the theoretical developments in the field since then and takes stock of the strengths and weaknesses of the economic approach.

AUTEURSGEGEVENS

Dr. M.G.C.J. Beerthuizen is onderzoeker bij het Wetenschappelijk Onderzoek- en Documentatiecentrum (WODC) van het ministerie van Justitie en Veiligheid.

Dr. L.C.J. Bisschop is universitair docent aan de Erasmus School of Law van de Erasmus Universiteit Rotterdam.

Dr. A. ten Boom is wetenschappelijk medewerker bij het WODC.

J.C.D. Claey's (MSc) is onderzoeker bij het Institute for International Research on Criminal Policy van de Universiteit Gent.

Prof. dr. J. van Dijk is hoogleraar aan Tilburg University.

Dr. T.F.C. Fischer is universitair hoofddocent bij de sectie Criminologie van de Erasmus School of Law, Erasmus Universiteit Rotterdam.

Prof. dr. S. Goeminne is hoofddocent aan de Universiteit Gent, vakgroep Algemene Economie.

Dr. A.M. van der Laan is senioronderzoeker en plaatsvervangend afdelingshoofd bij het Wetenschappelijk Onderzoek- en Documentatiecentrum (WODC) van het ministerie van Justitie en Veiligheid.

Mr. dr. A.G. Mein is als lector verbonden aan de Hogeschool van Amsterdam, bij de Faculteit Maatschappij en Recht. Net als Joep Beckers heeft hij promotieonderzoek gedaan aan de Erasmus School of Law van de Erasmus Universiteit Rotterdam.

Dr. J. Rokven is onderzoeker bij het Wetenschappelijk Onderzoek- en Documentatiecentrum (WODC) van het ministerie van Justitie en Veiligheid.

Dr. M.R.P.J.R. van San is als senior onderzoeker verbonden aan het RISBO (Erasmus Universiteit Rotterdam).

N. Smits is een doctoraatsstudent aan de Universiteit Gent, vakgroep Algemene Economie.

Dr. B.C.J. van Velthoven is als universitair hoofddocent rechtseconomie verbonden aan de Juridische Faculteit van de Universiteit Leiden.

Dr. G. Weijters is senioronderzoeker bij het Wetenschappelijk Onderzoek- en Documentatiecentrum (WODC) van het ministerie van Justitie en Veiligheid.